



Open Access Repository
www.ssoar.info

El vínculo entre la pobreza y la desigualdad con la participación electoral ciudadana: las elecciones presidenciales de 2006 y 2014 en Costa Rica

Sura-Fonseca, Rebeca

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Sura-Fonseca, R. (2019). El vínculo entre la pobreza y la desigualdad con la participación electoral ciudadana: las elecciones presidenciales de 2006 y 2014 en Costa Rica. *Revista Mexicana de Ciencias Políticas y Sociales*, 64(235), 189-220. <https://doi.org/10.22201/fcpys.2448492xe.2019.235.62713>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-NC-ND Lizenz (Namensnennung-Nicht-kommerziell-Keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier:

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY-NC-ND Licence (Attribution-Non Commercial-NoDerivatives). For more information see:

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0>

gesis
Leibniz-Institut
für Sozialwissenschaften

Mitglied der

Leibniz-Gemeinschaft

Diese Version ist zitierbar unter / This version is citable under:

<https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-61049-1>

***El vínculo entre la pobreza y la desigualdad
con la participación electoral ciudadana:
las elecciones presidenciales de 2006 y 2014 en Costa Rica***

***The Link between Poverty and Inequality
with Citizen Electoral Participation:
The Presidential Elections of 2006 and 2014 in Costa Rica***

Rebeca Sura-Fonseca*

Recibido: 3 de diciembre de 2017
Aceptado: 20 de septiembre de 2018

RESUMEN

La hipótesis de que la pobreza y la desigualdad impactan negativamente sobre la democracia son expuestas por diversas tradiciones de investigación; sin embargo, no existe mucha evidencia empírica que la respalde en Costa Rica. Dado que la emisión del voto en procesos electorales es un elemento legitimador de las democracias, se analizó la relación de la pobreza y la desigualdad con la participación electoral, ello mediante una metodología que consiste en un modelo de regresión mixto longitudinal de tres niveles, el cual confirmó la relación entre estos elementos al utilizar los porcentajes de participación electoral en las contiendas presidenciales a nivel distrital de los años 2006 y 2014 como la variable respuesta.

Palabras clave: pobreza; desigualdad; participación; elecciones; modelos mixtos longitudinales; Costa Rica.

ABSTRACT

Various research traditions have posited the hypothesis that poverty and inequality have a negative impact on democracy. However, there is not much empirical evidence to back it up for Costa Rica. Given that voting in electoral processes is a legitimating element of democratic systems, to test this hypothesis this paper analyzes the relationship between poverty and citizen participation in elections, using a novel methodology for testing this link. The paper employs the percentages of citizen participation in Costa Rica's 2006 and 2014 presidential elections as the dependent variable in a mixed three-level longitudinal regression model, which allows for analysis of the evolution of electoral preferences over time and the way this relates with poverty variables with different levels of spatial aggregation.

Keywords: poverty; inequality; participation; elections; mixed longitudinal models; Costa Rica.

* Universidad de Costa Rica. Correo electrónico: <rebsura@gmail.com>.

Introducción

Costa Rica ha sido referente por el grado de estabilidad y consolidación de su sistema democrático, así como por sus bajos índices de pobreza y desigualdad en comparación con el resto de países de América Latina. Sin embargo, en la última década el aumento del abstencionismo permitiría cuestionar la legitimidad de su democracia, a lo cual se suma un aumento de la desigualdad en los últimos 30 años y niveles de pobreza persistentes.

Al analizar la participación política electoral costarricense durante el periodo de 1953 a 2014, se puede notar una tendencia decreciente en la participación electoral desde 1998 hasta las elecciones de 2014, pues el número de costarricenses que no acudió a las urnas creció hasta representar aproximadamente 30% del padrón electoral. Ello en un contexto donde se están gestando importantes cambios políticos, como el *breakdown* del sistema bipartidista, numerosos escándalos de corrupción entre figuras de la política y un gran descontento de la población con la élite en el poder (Alfaro, Vargas y Seligson, 2015).

Por otro lado, entre 1986 y 2014 el coeficiente de Gini aumentó aproximadamente 14.42 puntos, lo que significa que la sociedad costarricense se ha vuelto más desigual en las últimas tres décadas. Al mismo tiempo, el porcentaje de hogares pobres del país desde inicios del siglo XXI no ha disminuido de 20% y la cantidad de hogares en pobreza extrema aumentó, pasando de 5.3% en 2006 a 7.2% diez años después.¹

En ese sentido, uno de los focos de discusión sobre los sistemas democráticos tiene que ver con el aumento del abstencionismo. Particularmente en Costa Rica, tal disminución en la participación electoral se ha producido en un contexto de aumento de la desigualdad social y de un ligero incremento de la pobreza, lo cual plantea interrogantes sobre una posible relación entre estos fenómenos, por lo que debe ser abordada y estudiada. Por ello, este artículo se propone realizar un estudio exploratorio de la asociación entre la pobreza y la desigualdad con la participación política electoral en Costa Rica.

De este modo, el presente trabajo contribuye a explicar la disminución de la participación política electoral (que se han desarrollado utilizando variables políticas y sociodemográficas), pues el abordaje del fenómeno del abstencionismo se realiza desde una perspectiva que incorpora elementos estructurales de la sociedad costarricense, como la pobreza y la desigualdad, en un contexto donde el aumento de la última ha sido casi simultáneo con el abstencionismo en Costa Rica.

¹ La más reciente publicación de la Encuesta Nacional de Hogares del Instituto Nacional de Estadística y Censos de Costa Rica (INEC, 2017) registró que el coeficiente de Gini, que mide la desigualdad en la distribución del ingreso, mejoró al pasar de 0.521 en 2016 a 0.514, diferencia que resulta estadísticamente significativa. Esta reducción puede estar relacionada fundamentalmente con las transferencias estatales a estos hogares mediante diferentes programas sociales.

En numerosas investigaciones sobre democracia se han esbozado hipótesis en las cuales se afirma de una u otra manera que menores niveles de pobreza y pequeñas brechas de desigualdad en la población crean mejores condiciones para el desarrollo de una democracia sana y vigorosa (Barro, 1997; Bollen y Jackman, 1985; Cutwright, 1963; Huntington, 1984; Krishna, 2008; Lipset, 1963, 1994; Lipset, Seong y Torres, 1993; Londregan y Poole, 1996; Posner, 1997; Przeworski *et al.*, 2000; Rueschemeyer, Stephens y Stephens (1992); Winham, 1970).

Según Krishna (2008), diferentes tradiciones de investigación han llegado comúnmente a la misma conclusión: las personas que viven en situación de pobreza brindan condiciones más complejas para la consolidación de la democracia que las personas ricas. Por lo tanto, no se espera que la democracia se afiance hasta que la gente se haga “más rica” o bien, que la clase media sea una parte sustancial de la estratificación social.² Además, Przeworski *et al.* (2000) afirman que la pobreza genera condiciones para que sistemas autoritarios y dictatoriales se apunten, es decir, la pobreza reta el buen funcionamiento de los sistemas democráticos.

La disminución de la participación electoral ciudadana en términos de la emisión del voto ha planteado interrogantes y cuestionamientos sobre la legitimidad del régimen institucional y, por tanto, del sistema democrático costarricense, pues la principal institución política de participación en dicho régimen es el voto como dispositivo de renovación y legitimación de la conducción política del gobierno (Raventós *et al.*, 2005).

La participación electoral ha sido fundamental para numerosas evaluaciones de la calidad de las democracias, pues se supone que mediante ésta la ciudadanía debe tener las mismas oportunidades para expresar sus preferencias y para intervenir de alguna manera en las agendas gubernamentales (Levine y Molina, 2007), razón por la cual, al estudiar la participación electoral o su complemento, el abstencionismo, es de interés tanto de la academia como del campo político.

La poca variedad de estudios que brinden sustento empírico a la hipótesis de que existe una relación entre pobreza y participación electoral, tanto para América Latina como para Costa Rica, hace que el análisis que se plantea en este documento sea pertinente y necesario. Ello debido a que indagar sobre esta relación resulta fundamental para el futuro del sistema democrático costarricense tomando en cuenta que esto permitiría comprender sus “éxitos” y “fracasos” en términos de inclusión política de las poblaciones excluidas y en situación de pobreza víctimas de la desigualdad intrínseca al modelo económico en funcionamiento.

² En este trabajo no se trata de reproducir un determinismo económico en términos del adecuado funcionamiento de la democracia, pues en el desarrollo de la misma entran también en juego otros elementos de orden político y culturales relacionados con las trayectorias históricas de cada país. Sin embargo, se desea destacar la relación entre sistema económico y sistema político.

Por otro lado, el abordaje metodológico planteado incorpora una dimensión geográfica en el análisis de la participación ciudadana, ya que utiliza la división política administrativa del territorio costarricense (cantones y distritos); se usan los porcentajes de participación electoral ciudadana en las elecciones presidenciales a nivel distrital de 2006 y 2014 como la variable dependiente de un modelo de regresión mixto longitudinal de tres niveles de agregación: primero, porcentajes de participación electoral en dos años; segundo, los distritos y, tercero, los cantones. Esto permite analizar la evolución de la participación político- electoral en un periodo de tiempo y su asociación con variables que operacionalizan la pobreza y desigualdad, produciendo conclusiones estadísticamente más confiables.

La participación político-electoral y la pobreza

En numerosas investigaciones se han estudiado la participación política electoral y el abstencionismo, en la mayoría de los casos con el fin de valorar las calidades de las democracias y estudiar sus características. Si bien es cierto que existe una amplia discusión teórica sobre la definición de la democracia y los elementos que la componen y caracterizan (debate que no se ha de abordar en este documento), entre las diversas teorías de la democracia (liberal, participativa, deliberativa, radical, entre otras) existe una discusión sobre lo que se entiende por la participación de las personas.

Levine y Molina (2007) explican que la participación ciudadana ha sido fundamental para evaluar la calidad de los sistemas democráticos y que, en caso de que la participación y los medios para ejercerla no sean eficaces, las otras tres dimensiones de los gobiernos democráticos (responsabilidad, respuesta a la voluntad popular y soberanía) no se cumplirían.

La participación ciudadana en los sistemas democráticos es una de las categorías que está en amplio debate, ya que hay discrepancias sobre sus límites. Somuano (2005) plantea que existen numerosas definiciones de participación política, las cuales se diferencian por su alcance. Por ejemplo, para Verba y Nie (1972) la participación política o lo que ellos llaman “participación democrática” son aquellas actividades realizadas por los ciudadanos y que están más o menos dirigidas a ejercer influencia sobre la selección del personal gubernamental y sobre las decisiones que toman.

La definición de participación de Verba y Nie (1972) no abarca lo que ellos califican como “actos ceremoniales o movilizaciones de apoyo al régimen” y tampoco toma en cuenta las actividades políticas “no convencionales”, como las protestas o manifestaciones ilegales o movimientos revolucionarios subversivos. Es decir, la definición de Verba y Nie excluye a las expresiones políticas que se salen del ejercicio del derecho al voto y que pretenden influir en las decisiones de los gobernantes.

Seligson y Booth (1976) presentan una definición más amplia de participación política, pues incluyen las acciones que influyen o que intentan influir a la distribución de bienes públicos (siendo éstos formas especiales de bienes colectivos provistos por el gobierno o la comunidad). En ese sentido, cuando las personas pretenden o logran incidir en la manera como se distribuyen los bienes públicos se está ejerciendo participación política.

Asimismo, para Myron Weiner la participación política requiere de acción e intención, por tanto la define

[...] como cualquier acción voluntaria, exitosa o no, organizada o no, intermitente o continua, que utilice medios legítimos o ilegítimos para influir en la elección de políticas públicas, la administración de los asuntos públicos o la selección de líderes políticos en cualquier nivel de gobierno, local o nacional (Weiner, 1971: 164).

Pese a las marcadas diferencias que se observan en las diversas definiciones del alcance de la participación ciudadana, todas ellas tienen un elemento común. Los diferentes autores coinciden –implícita o explícitamente– en que la participación en procesos electorales y, concretamente, el acto de la emisión del voto en los procesos electorales es un elemento característico de la participación ciudadana en los sistemas democráticos.³ En este sentido, se comparte el hecho de que la participación política no se restringe a la participación electoral, pero, en lo que concierne a este trabajo, esta última es el aspecto central, pues interesa indagar la relación entre la pobreza y la desigualdad con la participación ciudadana en las elecciones.

A menudo se ha asociado la pobreza y la desigualdad con el abstencionismo y la vinculación de las personas con los procesos electorales en términos de la emisión del voto en las contiendas electorales. Con relativa frecuencia hallamos afirmaciones sobre cómo las personas con bajos ingresos suelen votar menos que personas con ingresos altos y medios. Incluso, son de considerarse que la población abstencionista se compone de personas excluidas socialmente, que no se sienten interpeladas por las dinámicas electorales, mientras que las personas con altos ingresos son las que se suman a los procesos electorales de diversas formas y, por tanto, presentan mayores índices de participación electoral.

La premisa esencial de estas lecturas es que las personas en condición de pobreza o vulnerabilidad votan menos debido a que sus recursos económicos y de tiempo son insuficientes, lo cual los inhabilita para participar de la democracia (Krishna, 2008). En ese sentido, Barro (1996) sostiene que la democracia es una especie de “bien suntuario” y que, por ello, los ricos consumen más democracia, ya que ésta contribuye a su propio bienestar.

³ Es importante señalar que no es interés de esta investigación tomar partido sobre las diferentes formas de definir la participación política ciudadana ni sus características, sino más bien enfocarse en un elemento en particular: la participación electoral y el voto como forma de participación política.

Es necesario, por tanto, generar evidencia empírica que demuestre que, efectivamente, las personas excluidas o en situación de riesgo social debido a la desigualdad (que en ocasiones son identificadas como personas en pobreza) son más proclives a no acudir a las urnas en los eventos electorales de Costa Rica.

Algunos antecedentes sobre los estudios sobre pobreza, desigualdad y participación electoral en Costa Rica

En el caso particular de Costa Rica, debido a que entre las elecciones de 1962 y las de 1998 la proporción de abstencionistas se mantuvo estable (la quinta parte del electorado), las investigaciones relacionadas con el sistema político no se enfocaron en el abstencionismo, sino más bien en la simpatía partidaria y el caudal electoral de los partidos políticos (Raventós *et al.*, 2005).

El Instituto Internacional para la Democracia y la Asistencia Electoral (IDEA, 2002) plantea que en los regímenes democráticos desde 1980 ha disminuido el porcentaje de personas que votan en los eventos electorales, con una tendencia al decrecimiento de la participación electoral registrada entre 1950 y 1980.

Tomando esto en cuenta, se han realizado diversas investigaciones que buscan explicar por qué las personas se ausentan de las urnas. Raventós *et al.* (2005) estudiaron quiénes son los abstencionistas en Costa Rica y por qué y toman como supuesto que el aumento de la abstención refleja un cambio en el sentir del electorado costarricense y asumen el planteamiento de Dieter Nohlen, interpretando que el aumento de la abstención electoral se explica por la historia y cultura política de cada país.

Raventós *et al.* (2005) finalmente se adscriben a una de las explicaciones planteadas por Norris, quien identifica como uno de los principales factores asociados a la abstención el creciente malestar de los ciudadanos con la política y con la conducción de los asuntos políticos. Dichos autores concluyen que los costarricenses, desde 1998, cuestionan a los políticos mas no la legitimidad del proceso electoral. Fundamentan lo anterior en los resultados de la encuesta que realizaron, la cual confirma que los costarricenses tienen mala opinión de la política pues la asocian con el comportamiento de los políticos, de malestar con la dinámica política, la desconfianza y decepción con dichas figuras, así como con opciones electorales insatisfactorias y el poco cumplimiento de las promesas de campaña.

Ahora bien, a la hora de distinguir entre la abstención y el abstencionismo, los mismos autores formulan una tipología del segundo para el periodo que estudian: el abstencionismo político (relativo al malestar con la política y los políticos); el abstencionismo socioeconómico (asociado con el nivel socioeconómico y el nivel educativo); el abstencionismo de hombres jóvenes y el abstencionismo político de 1998 (como subtipo del abstencionismo

político, que vale la pena estudiar individualmente, pues marca un quiebre con las tendencias históricas de votación).

En el caso del abstencionismo socioeconómico, la investigación de Raventós *et al.* (2015) utiliza tres variables en el marco de dos tipos de análisis. A partir de la encuesta realizada en el marco de su investigación, el análisis se hace en torno al nivel educativo de las personas y su nivel socioeconómico, con base en un índice que considera la posesión o no de ciertos artículos en el hogar (teléfono, vehículo que no fuera del trabajo y computadora). Por otra parte, en el análisis geográfico del abstencionismo, utilizaron el indicador de Necesidades Básicas Insatisfechas que construyó el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) para los censos de 1984 y 2000. Pese a que este análisis trata de hacer referencia en algún nivel a las diferencias de ingresos y las desigualdades, es una aproximación muy superficial del abstencionismo en función de variables de orden económico que merece ser profundizado.

Con respecto a dicha tipología, los investigadores advierten que el fenómeno del abstencionismo no es unidimensional, sino que puede operar por múltiples comportamientos electorales que fluctúan entre eventos electorales (Raventós *et al.*, 2005) y, por tanto, deben abordarse desde diversas perspectivas. De hecho, de manera muy general mencionan que el deterioro del bienestar de la población (que se podría leer como una ligera alusión al aumento de la desigualdad) a lo largo de los años se relaciona con la erosión de la legitimidad sistémica en el mediano plazo y el distanciamiento de las aspiraciones de los votantes, lo cual se asocia con lo que se expone en este artículo.

Más recientemente, Vargas y Rosero (2006) realizaron un análisis comparativo de la población que se abstuvo de votar, a partir de las encuestas de LAPOP de 2004 y 2006, algunos de cuyos hallazgos fueron que la cantidad de personas que argumentan no haber votado por razones “de fuerza mayor” disminuyó notablemente, que aumentó la proporción de quienes no votaron por falta de interés y que disminuyó el número de costarricenses que dejaron de votar a manera de protesta. Así, los autores determinan el desinterés como la razón dominante entre los abstencionistas de 2006.

Además, de manera similar a Raventós *et al.* (2005), los autores encontraron que en 2002 los abstencionistas fueron en su mayoría hombres, jóvenes y personas con bajos niveles de instrucción. Asimismo, encontraron una disminución en el apoyo a la democracia y en la confianza sobre la eficacia del voto. En 2006 se reiteraron algunas de estas características, sin embargo, el sexo y la edad ya no fueron elementos distintivos, ya que el abstencionismo se distribuyó de manera uniforme entre la población. Asimismo, en dicho año el abstencionismo tendió a un perfil socioeconómico, pues personas con bajo nivel educativo y de riqueza votaron menos que las personas con alto nivel de educación y de riqueza (Vargas y Rosero, 2006).

Ahora bien, hay un elemento de la investigación de estos autores que contrasta con lo propuesto por Raventós *et al.* (2005), lo cual pone en tensión los resultados de ambos trabajos.

El primero muestra que el abstencionismo es mayor entre las personas sin simpatía partidaria, elemento que sería funcional a la tendencia al desalineamiento partidario⁴ y por eso podrían predecirse incrementos en el abstencionismo. Al mismo tiempo, la heterogeneidad sociodemográfica y la fluidez del abstencionismo, en términos de las razones y trayectorias políticas previas a 2006, muestran que los abstencionistas están más alejados del sistema político que el resto de la población, pero eso no significa (como sí lo plantean Raventós *et al.*) que los abstencionistas sean el grupo de población con mayor descontento hacia la política, pues Vargas y Rosero (2006) demuestran que en términos de desinterés, molestia e indiferencia, los abstencionistas son similares a las personas que sí ejercen el voto, pues el desánimo con la política es un sentir generalizado y mayoritario entre los costarricenses.

Este último argumento cuestiona que el malestar con la política y el comportamiento de los políticos sea un rasgo exclusivo del grupo de abstencionistas, ya que es una característica que también se presenta en las personas que votan. Este factor no es estudiado ni mencionado en el estudio de Raventós *et al.* (2005), lo cual puede deberse a que metodológicamente en dicha investigación no se utilizó a los votantes como grupo control para contrastar con las percepciones de los abstencionistas.

Estas dos investigaciones sobre participación electoral y abstencionismo en Costa Rica tienen puntos en común: por un lado, caracterizan a los abstencionistas según variables sociodemográficas (como edad, sexo, nivel educativo) y, por otro lado, trabajan de una manera u otra variables políticas sobre el sistema democrático, como las actitudes de los abstencionistas, la confianza en las instituciones, el sistema de partidos y la legitimidad del régimen.

De hecho, este esquema de análisis se repite en otras investigaciones realizadas a nivel regional. Por ejemplo, Boneo y Torres-Rivas (2000) hacen un análisis de los abstencionistas y los votantes en Guatemala, en el que abordan los factores individuales e institucionales de la participación política, donde los primeros hacen referencia a variables sociodemográficas y, la segunda, a los partidos, el sistema electoral y las características de la definición de la ciudadanía guatemalteca a nivel político-electoral.

Hay que hacer notar que las investigaciones consultadas no suelen utilizar variables que permitan referir a la desigualdad o a la exclusión social, pues la única aproximación parcial a esta dimensión de análisis se realiza por el nivel socioeconómico de los votantes, basado en necesidades básicas insatisfechas e ingresos. Ello demuestra la necesidad de vincular, para el caso costarricense, la desigualdad social y la participación político-electoral, tal y como se ha hecho en otras investigaciones a nivel internacional.

Por ejemplo, Hobarth (2004) demuestra que la participación electoral en Colombia se incrementa en zonas donde la pobreza es mayor, lo cual contribuye a identificar componentes relacionados con mecanismos de acarreo o compra de votos en estas zonas. Para

⁴ Según Vargas y Rosero (2006), el desalineamiento partidario es la pérdida de identificación y lealtad con los partidos.

ello estimó correlaciones de Pearson entre los principales indicadores de pobreza y la participación electoral en los comicios del año 2002.

Por otro lado, Lavrard-Meyer (2007) explica que al constituirse el sufragio universal en Perú, país donde gran parte de la población vive bajo el umbral de la pobreza, la preocupación a ese respecto no es sólo una intención política sino un elemento fundamental para la supervivencia de lo político. Dicha investigación busca explicar la existencia de un patrón de votación en las poblaciones pobres del país, por ello, la autora destaca que existe un comportamiento propio de los territorios pobres en Perú, dado que al analizar la relación entre abstencionismo y pobreza se concluye que la misma es fuerte, es decir, que las provincias pobres tienden al abstencionismo.

Asimismo, Solt (2008), usando datos de más de 12 encuestas a nivel nacional, de 22 democracias del mundo, en una serie de modelos multinivel, pone a prueba tres teorías rivales que ofrecen predicciones respecto de la relación de la desigualdad con el compromiso político. Los análisis demuestran que la desigualdad económica deprime poderosamente el interés político, la discusión de la política y la participación en elecciones, excepto en los países más ricos, y que este efecto negativo se agudiza con la disminución de los ingresos relativos.

Los resultados obtenidos por el análisis estadístico de Solt (2008) respaldan sólo la teoría de la potencia relativa del compromiso político, consistente en que:

[...] donde los ingresos y la riqueza están más concentrados, el poder también estará más concentrado y que, por lo tanto, los menos ricos tendrán más probabilidades de encontrar que los temas debatidos no son esos los que interesan a ellos, a renunciar a discutir asuntos políticos, y a concluir que, dadas las opciones presentadas, la participación en las elecciones simplemente no vale la pena (Solt, 2008: 5).

Al buscar investigaciones sobre los procesos electorales y los porcentajes de participación electoral en las urnas en Costa Rica, no se encontraron hallazgos sobre este tema relacionados con la pobreza y la desigualdad ni para explicar la tendencia de votación de los costarricenses, como lo hicieron Hobarth (2004) para el caso colombiano, Lavrard-Meyer (2007) para el caso de Perú y Solt (2008) en un estudio más general de las democracias y la desigualdad.

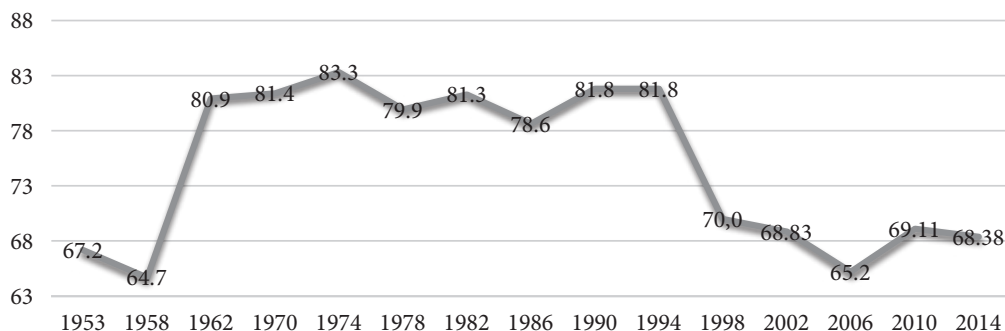
Es importante destacar que los resultados que se presentan en este documento no pretenden cuestionar las explicaciones de la reducción en la participación político-electoral basadas en variables políticas o sociodemográficas individuales, sino sumarle variables asociadas con la desigualdad y la pobreza que permitan plantear una hipótesis de cómo la estructura de la sociedad costarricense impacta las prácticas políticas de los y las costarricenses, permitiendo entonces realizar conclusiones más robustas sobre las causas por las que han aumentado los niveles de abstencionismo desde 1998 en Costa Rica.

Antecedentes históricos: cifras de pobreza, desigualdad y abstencionismo en Costa Rica

Desde 1998 hay una tendencia a la reducción de la participación electoral en Costa Rica. A partir de las elecciones donde resultó electo Miguel Ángel Rodríguez Echeverría (1998-2002) el número de costarricenses abstencionistas creció hasta 30%, porcentaje que se ha mantenido en los tres procesos electorales posteriores.

Según Raventós *et al.* (2005) se pueden observar tres periodos a la hora de caracterizar el comportamiento del voto en los comicios costarricenses: el primer periodo, de la década de 1950, la cual está marcada por el proceso de consolidación de un nuevo sistema político-electoral, producto en parte de los acontecimientos suscitados en 1948. El segundo periodo es el de la década de 1960, cuando se estabiliza el porcentaje de abstencionistas, situación que no cambia de manera importante hasta la elección de 1994. Finalmente, el último periodo es el que llama la atención y ha generado alertas sobre el abstencionismo, pues desde las elecciones de 1998 se presenta una clara tendencia a la disminución de los costarricenses que acuden a votar.

Gráfico 1
 Porcentaje de participación electoral ciudadana
 en las elecciones presidenciales de Costa Rica, de 1953 a 2014



Fuente: elaboración propia con datos de TSE (2018).

Ahora bien, Hernández (s.f) destaca que el abstencionismo se redujo significativamente en las elecciones de 1962, a 19.1%, en contraste con 35.3% de 1958 debido a la ampliación de la oferta partidaria, pero también porque entró en vigor la obligatoriedad del voto aprobada en 1959 y a que el Tribunal Supremo de Elecciones (TSE) efectuó una campaña haciendo referencia a dicha normativa y a las posibles sanciones para quienes no votaran.

El fenómeno del abstencionismo con porcentajes superiores a 30% del padrón electoral no se puede juzgar como fenómeno de una elección o una situación de coyuntura nacional específica, ya que este porcentaje se ha mantenido y fluctuado hacia arriba en las últimas cinco elecciones presidenciales.

Como se mencionó antes, en este artículo se pretende estudiar la relación entre la desigualdad y la pobreza con la participación electoral; por esta razón es importante analizar el comportamiento de la desigualdad en Costa Rica, así como el de la pobreza, las cuales son constructos que constantemente se utilizan sin distinción.

Es importante señalar que, si bien la desigualdad y la pobreza no son lo mismo y que la pobreza simplifica el problema de la exclusión, ambos términos están asociados. Según Vusković Bravo, el tema de las desigualdades está planteado en relación con el de pobreza porque la pobreza en América Latina es resultado no sólo de procesos previos a la crisis de la década de 1980, sino también a la implementación de políticas neoliberales. Entonces, para dicho autor el factor determinante de la pobreza es la desigualdad (citado por Pérez-Sáinz, 2014: 64).

Distintos estudios y autores coinciden en que Costa Rica es referencia en la aplicación de políticas sociales tendientes a reducir la pobreza en su población. Por ejemplo, entre 1960 y 1980 la esperanza de vida se elevó hasta la edad de 73 años y sólo durante la década de 1970 la mortalidad infantil disminuyó 70% (de 63 a 19 muertes por cada mil nacimientos vivos) (Seligson, Martínez y Trejos, 2009).

Sin embargo, a lo largo de la década del 2000 se observa una tasa de pobreza persistente de alrededor de 20%. Durante ese periodo, el año que reportó mayor porcentaje de hogares en condición de pobreza fue 2014 (22.4%), seguido de los años 2004, 2011 y 2016 (21.7%). En contraste, el año que reportó menor cantidad de hogares en esa condición fue 2007, con 16.7%.⁵

Se puede afirmar que, durante este periodo, la pobreza aumentó ligeramente de 2007 a 2014, mostrando un leve descenso en 2015. Pese a que hay ligeras fluctuaciones en el porcentaje de hogares pobres del país, por lo menos 20.5% de los hogares costarricenses se mantiene en dicha situación.

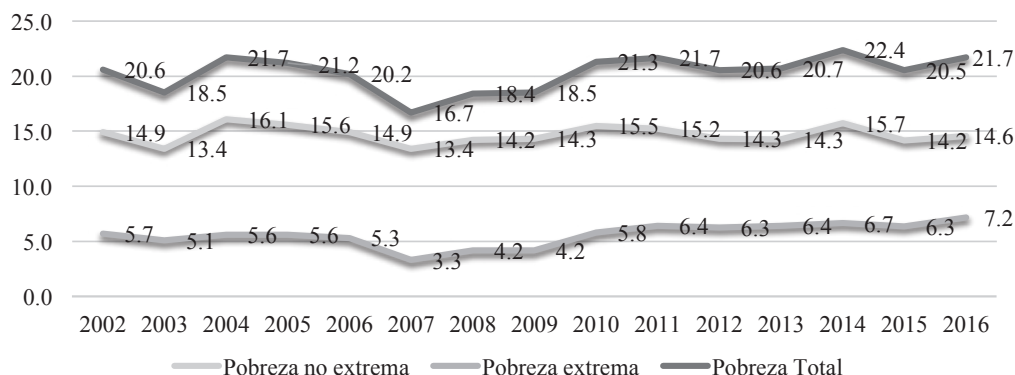
Sin embargo, la cantidad de hogares en pobreza extrema ha ido aumentando paulatinamente, pasando de 5.3% en 2006 a 7.2% diez años después, mientras que la cantidad de hogares en condición de pobreza disminuye, al pasar de 16.1% en 2004 a 14.6% en 2016. Esto permitiría pensar que hay un tránsito de 1.9% de hogares en pobreza no extrema a po-

⁵ Según las definiciones del INEC, los hogares en pobreza no extrema son aquellos que tienen un ingreso per cápita igual o inferior a la línea de pobreza, pero superior al costo per cápita de la canasta básica alimentaria (CBA), mientras que los hogares en pobreza extrema: son aquéllos con un ingreso per cápita igual o inferior al costo per cápita de la CBA (INEC, 2007).

breza extrema, es decir, que estos hogares han empeorado sus condiciones de existencia y profundizado su nivel de exclusión social.

Gráfico 2

Porcentaje de hogares costarricenses según nivel de pobreza de 2002 a 2016



Fuente: elaboración propia con datos de INEC (2002-2009; 2010-2016).

Debido a que de 2002 a 2016 por lo menos una quinta parte de los hogares costarricenses se encuentra en condición de pobreza y el porcentaje de hogares en pobreza extrema va en aumento, se podría suponer que en Costa Rica existe una proporción de la población que permanece en un umbral de pobreza estructural, que pese al paso del tiempo no puede ser reducida, sino más bien parece aumentar lentamente y se intensifica el nivel de pobreza, lo cual podría deberse al impacto tardío en la estructura social del modelo económico instaurado desde los años ochenta en el país.

Por otro lado, la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) ha evidenciado que los cambios en los indicadores de desigualdad de la región latinoamericana han ocurrido gradualmente y son poco notorios hasta que se comparan periodos largos (Jiménez, 2015). Sin embargo, durante el periodo 2002-2013, en 15 de los 17 países latinoamericanos considerados en sus análisis se evidencian mejoras en este tema, reflejadas en la disminución del índice de Gini, aunque uno de los dos países que no muestra avances en términos de reducción de la desigualdad es Costa Rica cuyos índices de Gini de 2013 son superiores a los de 2002.

La desigualdad en la distribución del ingreso familiar ha aumentado en Costa Rica, pasando de uno de los niveles de desigualdad más bajos en la región a una posición intermedia, pues la mayoría de los países de América Latina muestran descensos sostenidos en la desigualdad durante la primera década de 2000, mientras que en el caso de Costa Rica se sigue inicialmente esa tendencia pero posteriormente se revierte (Trejos y Oviedo, 2012).

En el gráfico 3 se presenta la evolución del coeficiente de Gini para los ingresos de las familias, con base en tres fuentes: la *Encuesta Nacional de Hogares de Costa Rica* del INEC (2010-2016), el Banco Mundial (2018) y el Programa del Estado de la Nación (2018), al mismo tiempo que los porcentajes de abstencionismo en las elecciones presidenciales costarricenses.

Este gráfico muestra que desde 1986 hasta 2014 (analizando los datos del Banco Mundial) el coeficiente aumentó en 14.42 puntos, es decir, la sociedad costarricense se ha vuelto más desigual en las últimas tres décadas. Sin embargo, llama la atención que las cifras del BM subestiman el valor del estadístico a la hora de compararlo con los datos del INEC y el Estado de la Nación, que según la información que se dispone permiten observar la tendencia en el aumento de la desigualdad.

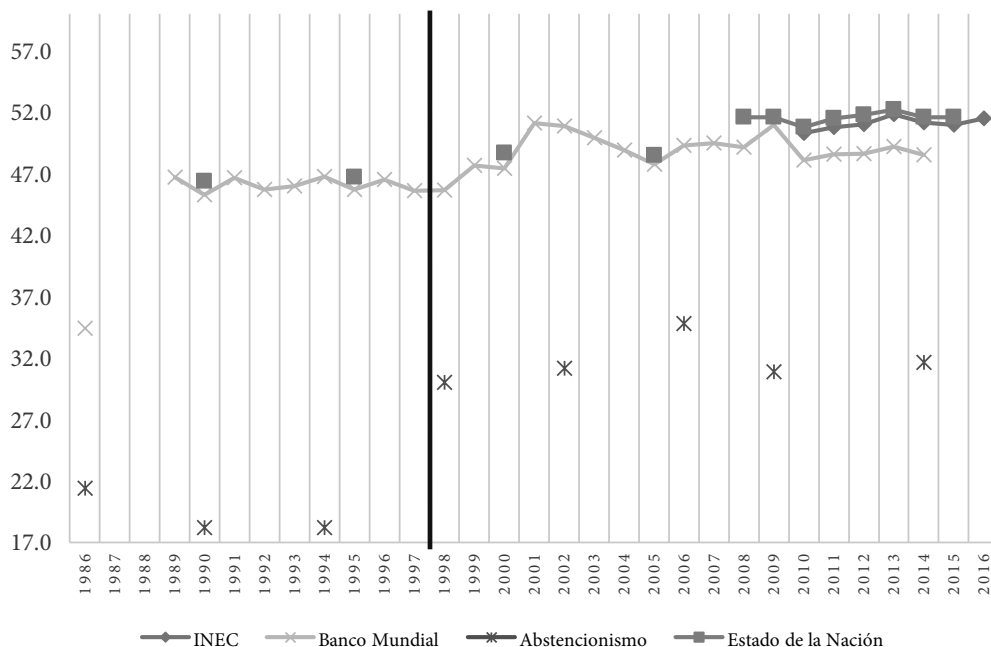
Asimismo, de la información mostrada en este gráfico destaca que pese a que la desigualdad viene en ascenso desde la década de los ochenta, a partir de 1998 tanto la desigualdad como el abstencionismo en las elecciones presidenciales muestran una tendencia al crecimiento hasta la actualidad, incluso, es en ese periodo en el que se muestran estimaciones más altas del coeficiente de Gini.

Lo anterior podría sugerir que hay una asociación entre la desigualdad y la disminución de la participación política electoral, donde el aumento de la desigualdad registrado desde 1986 tiene un efecto tardío en las intenciones de votar de la ciudadanía, expresión que se da hasta 1998 acompañada de una coyuntura política y social de malestar, cambios en las formas de participación política y la movilización social.

El alto nivel de participación –o bajo nivel de abstencionismo– registrado en las elecciones de 1990 y 1994, puede explicarse, en parte, por las expectativas creadas alrededor de las figuras de Rafael Ángel Calderón Fournier y José María Figueres Olsen, ambos hijos de los caudillos más representativos de los periodos políticos anteriores e impulsores de las principales reformas sociales del siglo xx.

Gráfico 3

Coeficiente de Gini (de 1 a 100) para los ingresos familiares en Costa Rica y porcentaje de abstencionismo en las elecciones presidenciales de 1986 a 2016



Notas: 1) En la serie de tiempo del Banco Mundial no se contaron los datos de 1987 y 1988; 2) En la serie de tiempo del PEN también se cuenta con datos faltantes para 1991 a 1994, 1996 a 1999, 2001 a 2004 y 2006 y 2007.

Fuentes: INEC (2010-2016), Programa del Estado de la Nación (2018), Banco Mundial (2018) y TSE (2018).

El vínculo entre la pobreza y la desigualdad con la participación electoral en Costa Rica: un análisis longitudinal

En la presente sección se pretende explicar detalladamente la metodología utilizada para estudiar la asociación entre la desigualdad y la pobreza con la reducción de la participación político-electoral en Costa Rica. Además, se hará una descripción de las fuentes de los datos y las características de las variables empleadas en el análisis estadístico que brinda evidencia sobre dicha hipótesis.

Un modelo multinivel longitudinal para evidenciar una asociación

Para analizar de qué manera variables asociadas con la pobreza y la desigualdad intervienen en los índices de participación electoral en Costa Rica, se realizó un modelo de regresión multinivel en el que la variable dependiente es el porcentaje de participación electoral para cada distrito de Costa Rica (porcentaje de votos recibidos) y las variables independientes son distintos indicadores de pobreza de los distritos y cantones.⁶

Los modelos multinivel o modelos mixtos permiten generar evidencia empírica sobre teorías o hipótesis que proponen que el comportamiento humano es resultado de la influencia simultánea de variables individuales (intrínsecas al sujeto), así como de variables de su contexto o entorno. En otras palabras, estos modelos pueden verse como una respuesta a una de las críticas que se hace a los métodos cuantitativos “tradicionales”, en términos de que los modelos estadísticos recogen las tendencias o comportamientos “promedio” pero no las particularidades de los fenómenos (Montero, 2014).

Los modelos mixtos⁷ permiten trabajar con variables de distintos niveles de agregación, pues su estructura matemática permite reconocer la existencia de dichos niveles. Esto permitió el análisis realizado para la participación electoral en Costa Rica, pues se están estudiando dos procesos electorales presidenciales (2006 y 2014), es decir, se cuenta con la medición del porcentaje de participación electoral ciudadana para dos procesos electorales para cada uno de los distritos de Costa Rica, los cuales se agrupan en los 81 cantones que dividen el territorio.

El modelo planteado en este documento tiene tres niveles (de ahí que se le denomine modelo multinivel): 1) las dos mediciones de participación electoral ciudadana (porcentaje de votos recibidos en 2006 y en 2014); 2) dichas mediciones son para cada uno de los distritos del país, por tanto, cada distrito⁸ funciona como un conglomerado de mediciones de participación y, 3) los cantones que son conglomerados de distritos.

⁶ Los distritos son la unidad político-administrativa más pequeña en Costa Rica. Un conjunto de distritos conforma cantones y un conjunto de cantones conforma las distintas provincias de dicho país.

⁷ Un factor distintivo de los modelos mixtos es que en ellos se pueden estimar coeficientes aleatorios y coeficientes fijos. Los coeficientes fijos pueden interpretarse como esas tendencias generales que se asocian a los fenómenos que deseamos entender, explicar o predecir, mientras que los efectos aleatorios pueden ser interpretados como un indicador de esas particularidades específicas de un conglomerado de individuos o de observaciones que producen respuestas o conductas más o menos alejadas del comportamiento general (Montero, 2014). En general, estos modelos suponen que la variable respuesta está relacionada linealmente con los factores fijos, los factores aleatorios y las covariables. Los coeficientes fijos modelan la media de la variable dependiente mientras que los coeficientes aleatorios modelan la estructura de las covarianzas de la variable dependiente. Además, la inclusión de los llamados coeficientes aleatorios permite valorar en qué medida las relaciones estimadas entre variables individuales y la dependiente pueden diferir según el contexto; en otras palabras, el grado de estabilidad o inestabilidad del coeficiente fijo para cada conglomerado.

⁸ Para las elecciones de 2014 había 478 distritos, ocho distritos más que en las elecciones de 2006. Por tanto, el análisis

Es importante destacar que, como plantea Montero (2014), los modelos mixtos usualmente poseen en el primer nivel observaciones, a nivel individual, y en los niveles posteriores poseen conglomerados que pueden verse como el contexto de dichas observaciones, lo cual permite tomar en cuenta la relación del individuo con su entorno social y económico, por poner un ejemplo. Sin embargo, en el modelo formulado para este análisis se propone una modificación a esta tendencia de construcción de los modelos (que no tiene implicaciones matemáticas en la estimación del modelo), pues el primer nivel de análisis está compuesto por las mediciones de participación electoral en los distritos que representarían conglomerados de votantes.

El uso de esta categoría socio-espacial de división del territorio costarricense implica que los resultados obtenidos del modelo deben ser interpretados en términos de los distritos y no de las personas habitantes del distrito, pues tanto la variable dependiente como las independientes incluidas en el mismo son variables agregadas (a nivel distrital o cantonal). Es decir, el modelo presentado no cuenta con datos individuales para cada habitante de los distritos que permitan realizar conclusiones sobre los comportamientos de los mismos.

También, esta variación de la aplicación de los modelos mixtos permite realizar análisis a nivel geográfico. Por otro lado, si se quisiera hacer un análisis a nivel individual de los costarricenses para estudiar y generar evidencia empírica de la relación de la participación electoral con diversas variables individuales o regionales de pobreza y desigualdad, sería necesario llevar a cabo una encuesta específica para este fin. De manera que esta aproximación metodológica para abordar el vínculo entre estos fenómenos aprovecha la generación de datos del Tribunal Supremo de Elecciones de Costa Rica para cada elección, permitiendo entonces generar evidencia a favor o en contra de las hipótesis que vinculan la pobreza con la participación electoral.

El modelo multinivel empleado en el análisis tiene otra característica fundamental: es un estudio longitudinal, pues está utilizando las mediciones de participación para las elecciones presidenciales de 2006 y de 2014. Los estudios longitudinales, a diferencia de los transversales, permiten dar seguimiento de un fenómeno a través del tiempo, eliminando sesgos causados por situaciones históricas específicas y particularidades del momento en el que se realizaron las mediciones que no fueron controladas en el análisis estadístico por diversas razones. Debido a que se hacen mediciones en dos momentos distintos los resultados tienen menos probabilidades de ser producto de las diferencias históricas entre las mediciones, por lo cual se obtienen resultados con mayor validez. Este tipo de estudios es

con el modelo de regresión se llevó a cabo con los distritos existentes en el proceso electoral de 2006. Esto excluye del análisis a los distritos Jarís, Labrador, Palmitos, Canalete, Bahía Drake, Colonia, Katira y Rincón de Sabanilla. Además, no se incluyó la Isla del Coco en el análisis pues el Índice de Desarrollo Humano y el Índice de Pobreza Humana no fueron calculados para ese distrito.

una aproximación mucho más certera en los análisis estadísticos, pues ofrecen indicadores más precisos de los cambios en las sociedades estudiadas.

Montero (2001) destaca que la premisa fundamental en los modelos de regresión (mixtos o no) es que el valor que se observa en la variable dependiente es el resultado de la influencia simultánea de las variables independientes o predictoras. En ese sentido, el objetivo primordial es tratar de predecir, con un grado aceptable de precisión, los valores de la variable dependiente (en este caso, el porcentaje de la participación electoral ciudadana) a partir del conjunto de variables independientes. Esta técnica permite determinar la fuerza o intensidad de la asociación de las variables independientes con la variable dependiente mediante la magnitud de los coeficientes estimados, “controlando” el efecto de las otras variables independientes en el modelo. En otras palabras, la magnitud de los coeficientes de regresión serán la evidencia de una posible asociación (fuerte o débil) de la participación político-electoral con las variables predictoras utilizadas en el modelo.

Fuentes de datos y variables utilizadas

Como se explicó antes, el modelo de regresión utilizado es para los años 2006 y 2014. Este modelo abarca sólo dos mediciones de participación político-electoral, con una distancia de ocho años entre ellas, dado que las variables independientes a nivel distrital utilizadas en el modelo son indicadores y variables que componen el Índice de Desarrollo Social (IDS), producido por el Ministerio de Planificación de Costa Rica para los años 2007 y 2013, mientras que las variables independientes a nivel cantonal utilizadas son extraídas del Índice de Pobreza Humana (IPH) para los años 2006 y 2014, elaborado por la Escuela de Estadística de la Universidad de Costa Rica y el PNUD.⁹

Tanto el IDS como el IPH son contruidos para analizar cómo los distritos y los cantones se posicionan en términos de los dos constructos que representan: el desarrollo social y la pobreza humana, respectivamente. El IDS está concebido desde el concepto de vulnerabilidad, el cual se asimila a la condición de pobreza y a la de desigualdad (Perona *et al.*, 2005, citado en Mideplan, 2013), pues:

⁹ Estos dos índices tienen una serie de particularidades. El IDS no es construido periódicamente y los últimos dos cálculos fueron realizados en 2007 y 2013, respectivamente. Por otro lado, el IPH sí se construye periódicamente; sin embargo, realizar un modelo longitudinal para los 81 cantones puede ser riesgoso, pues es una muestra relativamente pequeña, además de que cada cantón está compuesto por una distinta cantidad de distritos (menor unidad de división territorial) que poseen diversas realidades socioeconómicas que podrían llevar a resultados poco fidedignos debido a la alta variabilidad dentro de cada cantón.

[...] la población que se encuentra sumida en un contexto de exclusión o de vulnerabilidad social, se enfrenta en diferentes grados y de diferente manera a la inequitativa distribución del ingreso, a las restricciones al acceso del mercado de trabajo, a los servicios y bienes básicos, a la protección y seguridad social y a los mecanismos de participación social (Acuña y Repetto, 2006, citado en Mideplan, 2013: 12).

Con el fin de obtener variables que describieran el nivel de pobreza y la desigualdad entre los distritos y cantones costarricenses se tomaron los índices antes mencionados y se desglosaron, es decir, fueron deconstruidos hasta sus variables “base”, las cuales se utilizaron como variables explicativas en el modelo. El uso de estas variables es pertinente debido a que, en coincidencia con lo planteado con Vusković Bravo (citado en Pérez Sáinz, 2014), logran operacionalizar la desigualdad más allá de los ingresos y a los bienes a los que da acceso, tomando en cuenta la desigualdad en términos de la posibilidad de acceder a un conjunto de servicios brindados por el Estado como la salud, el agua, la educación, la electricidad, además de incorporar variables sobre el acceso al mercado laboral. Las variables utilizadas se presentan en el siguiente cuadro.¹⁰

Para las variables que operacionalizan la dimensión económica se utilizó el índice de cobertura residencial de agua potable, el cual fue construido a partir del porcentaje de viviendas con cobertura residencial de agua potable por distrito, así como el porcentaje de población por cantón catalogada como pobre y también la tasa de desempleo a largo plazo basado en el porcentaje de personas que han permanecido desempleadas por lo menos cuatro meses.

Para la dimensión de la salud se empleó el índice de bajo peso en niños y niñas el cual fue calculado a partir del porcentaje de niños y niñas con bajo peso al nacer y el porcentaje de estudiantes de primer grado con delgadez. Asimismo, se utilizó como variable dependiente el índice de mortalidad de 0 a 5 años, que fue elaborado a partir de la tasa de mortalidad en personas menores de 5 años. Por otra parte, el índice de madres menores de 19 años y solteras se construyó a partir del porcentaje de nacimientos en madres solteras menores de 19 años. A nivel cantonal se utilizó la probabilidad de no sobrevivir a los 60 años multiplicada por 100.

En el caso de la dimensión educativa se trabajó con el porcentaje de reprobación en educación primaria, el porcentaje de matrícula en el Programa de Informática Educativa del Ministerio de Educación Pública, el porcentaje de matrícula en el Programa de Segundo

¹⁰ Debido a que los IDs de 2007 y de 2013 presentan ligeras diferencias metodológicas en su construcción, se tomaron sólo las variables e indicadores que midieron lo mismo, tuvieron la misma fuente o el mismo método de cálculo (en el caso de los indicadores) para ambos años. El manejo del IPH fue más simple, pues el índice posee exactamente las mismas variables y es calculado con la misma metodología cada año (por tanto, se usó el IPH correspondiente a los años de las elecciones en estudio). Para profundizar en la construcción de los indicadores y la proveniencia de las variables utilizadas en el modelo se pueden consultar los documentos metodológicos de la construcción de cada índice (Mideplan, 2007; 2013; Escuela de Estadística y PNUD, 2016).

Idioma, el porcentaje de escuelas con aulas en regular y mal estado, el porcentaje de escuelas sin servicio de agua por cañería, todas las anteriores a nivel distrital. Para el nivel de agregación cantonal se utilizó el porcentaje de personas adultas analfabetas (personas con menos de tercer grado de primaria aprobado)

Cuadro 1
 Estadísticos descriptivos y nivel de agregación
 de las variables utilizadas en el modelo de regresión mixto

Variables	Nivel de agregación	Promedio	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo
Porcentaje de participación electoral ^{1/}	Distrito	66.50	7.85	31.88	88.48
Índice de cobertura residencial de agua potable	Distrito	49.01	31.55	0.00	100.00
Índice de bajo peso en niños y niñas	Distrito	73.45	11.52	0.00	100.00
Índice de mortalidad de 0-5 años	Distrito	87.72	11.45	0.00	100.00
Índice de madres menores de 19 y solteras	Distrito	62.59	20.43	0.00	100.00
Porcentaje de reprobación en educación primaria	Distrito	8.71	3.66	0.48	23.40
Porcentaje de matrícula en el Programa de Informática Educativa	Distrito	44.34	36.78	0.00	100.00
Porcentaje de matrícula en el Programa de Segundo Idioma	Distrito	71.08	32.09	0.00	112.55
Porcentaje escuelas con aulas en regular y mal estado	Distrito	33.34	20.62	0.00	100.00
Porcentaje escuelas sin servicio de agua por cañería	Distrito	3.98	9.85	0.00	100.00
Índice de consumo mensual de electricidad residencial	Distrito	31.49	13.37	0.00	100.00
Porcentaje de población pobre	Cantón	24.92	7.84	17.41	42.89
Probabilidad de no sobrevivir a los 60 años (*100)	Cantón	9.93	2.08	5.47	16.72
Porcentaje de personas adultas analfabetas	Cantón	8.74	3.36	4.65	17.47
Tasa de desempleo a largo plazo	Cantón	2.72	0.83	0.72	5.36

Notas: 1) La variable dependiente del modelo es el porcentaje de participación electoral para el año 2006 y 2014.
 2) Las variables cuyo nivel de agregación es distrital fueron obtenidas del IDH (menos el porcentaje de participación), y las variables con nivel de agregación cantonal fueron extraídas del IPH.
 Fuente: elaboración propia con datos de TSE (2018), Mideplan (2007 y 2013) y Escuela de Estadística y PNUD (2016).

Además, se usó una variable auxiliar (*dummy*): el año de elección, donde la elección de 2006 es la categoría de referencia. Esta variable es de gran relevancia, ya que en caso de que posea un coeficiente grande significa que la participación política electoral se diferencia de manera positiva o negativa (según el signo del coeficiente) entre los años de estudio.

Vínculo entre pobreza y desigualdad con la participación política: resultados de la estimación de los modelos jerárquicos

Para el modelo mixto longitudinal de tres niveles construido se estimaron los coeficientes estandarizados¹¹. Esto debido a que, además de analizar los valores *p* asociados a cada coeficiente, es relevante conocer cuál es el peso o la ponderación de cada una de las variables independientes en cuanto al poder explicativo o predictivo del porcentaje de participación electoral.

Los coeficientes estandarizados pueden tomar valores entre -1 y 1 e indican en cuántas desviaciones estándar cambia la variable dependiente cuando la variable independiente en cuestión aumenta en una desviación estándar. Aquellas variables con un valor del coeficiente más alto en valor absoluto tienen mayor importancia, más peso, en la predicción de la variable dependiente (Montero, 2014). Además, el signo del coeficiente indica si la variable provoca un aumento (cuando el valor es positivo) en la variable respuesta o si provoca una disminución en la variable dependiente (cuando el valor es negativo).

En términos de relevancia práctica, las variables cuyos coeficientes sean iguales o superiores a 0.1 o menores o iguales a -0.1 serán consideradas como variables importantes en la predicción del porcentaje de participación electoral, o bien variables que generan cambios relevantes en la variable respuesta.¹² En el siguiente cuadro se muestran los coeficientes estandarizados estimados, los errores estándar y los valores *p* para el modelo formulado.

Según los coeficientes fijos estimados, solamente el índice de bajo peso en niños y niñas y el año no resultaron significativamente distintos de cero, además sus coeficientes no son relevantes a nivel práctico. En ese sentido, es relevante destacar que el año en que se realizó el proceso electoral no predice el porcentaje de participación electoral en los distritos, por lo que se descarta la idea de que conforme aumenta el tiempo el ejercicio del voto en los distritos aumenta o disminuye.

¹¹ En ese sentido, se estandarizaron las variables mencionadas anteriormente, para comparar la importancia relativa en la predicción de las variables independientes (Montero, 2014). Analizar los valores de los coeficientes de regresión estandarizados para cada una de las variables independientes del modelo, pues la estandarización elimina el efecto de las diferentes unidades de medida de las variables y, por tanto, los hace comparables.

¹² Este valor establecido es suficiente para estudios sobre el comportamiento humano llevados a cabo en el área de las ciencias sociales, especialmente en psicología, debido a lo difícil que es la modelación de las conductas humanas.

Cuadro 2

Coeficientes estandarizados, errores estándar y valores *p* para el modelo mixto con variable respuesta porcentaje de participación electoral

Coeficientes	Coeficientes	Error estándar	Valor <i>p</i>
Coeficientes fijos			
Índice de cobertura residencial de agua potable	-0.043	0.023	0.056*
Índice de bajo peso en niños y niñas	-0.008	0.017	0.618
Índice de mortalidad de 0-5 años	0.050	0.017	0.003*
Índice madres menores de 19 y solteras	0.087	0.026	0.001*
Porcentaje de reprobación en educación primaria	-0.141	0.020	0.000*
Porcentaje de matrícula en el Programa de Informática Educativa	0.049	0.027	0.067*
Porcentaje de matrícula en el Programa de Segundo Idioma	0.070	0.024	0.004*
Porcentaje escuelas con aulas en regular y mal estado	-0.041	0.018	0.022*
Porcentaje escuelas sin servicio de agua por cañería	-0.033	0.015	0.033*
Índice de consumo mensual de electricidad residencial	0.075	0.030	0.012*
Porcentaje de población pobre	-0.152	0.042	0.000*
Probabilidad de no sobrevivir más de 60 años	-0.093	0.021	0.000*
Porcentaje de personas adultas analfabetas	-0.244	0.046	0.000*
Tasa de desempleo a largo plazo	-0.092	0.018	0.000*
Año	0.017	0.025	0.505
Constante	-0.005	0.056	0.923
Coeficientes aleatorios			
var(Constante 3er nivel)	0.202	0.040	-
var(Constante 2do nivel)	0.181	0.018	-
var(Residuos)	0.089	0.006	-

* Coeficientes significativamente distintos de cero con un nivel de significancia de 5%.
 Fuente: elaboración propia con datos de TSE (2018), Mideplan (2007 y 2013) y Escuela de Estadística y PNUD (2016).

Asimismo, el coeficiente del porcentaje de reprobación en educación primaria resultó significativo y relevante, pues es de -0.141, lo cual quiere decir que mientras aumente el porcentaje de reprobación en la educación primaria en los distritos, el ejercicio del voto disminuirá. Es común que la pérdida de un año escolar provoque que los niños deserten del sistema educativo, enfrentándolos posteriormente a problemas de marginación y estancamiento del sistema socioeconómico y cultural (Reyes, 2007, citado en Mideplan, 2013), situación que

posteriormente se podría relacionar con la participación electoral ciudadana que ejerzan estos niños en edades de adultas.

El porcentaje de personas adultas analfabetas o con un nivel educativo menor al tercer grado de primaria en los cantones también está relacionado de manera relevante y negativa con el porcentaje de participación electoral en los distritos. De hecho, es el coeficiente más relevante (-0.244), indicando que el porcentaje de participación en los distritos disminuye en 0.25 desviaciones estándar cuando la variable porcentaje de personas adultas con bajos niveles educativos aumenta en una desviación estándar. Éste es un resultado esperado, que destaca el papel de la educación como un elemento fundamental para la participación de las personas en la democracia y los procesos electorales.

Por otro lado, el coeficiente del porcentaje de población pobre por cantón es igual a -0.152 y su valor p es menor al nivel de significancia, por tanto, es una variable predictora relevante de la participación electoral distrital. Ello quiere decir que entre más cantidad de gente pobre haya en los cantones menor es la cantidad de personas que votan.

La probabilidad de no sobrevivir a los 60 años y la tasa de desempleo a largo plazo en los cantones, cuyos coeficientes son prácticamente de -0.1 (-0.093 y -0.092, respectivamente), también tienen una relación relevante con la variable respuesta y ambas generan disminución en el porcentaje de participación electoral distrital. Es decir, entre menor sea la probabilidad de tener una esperanza de vida superior a los 60 años o más altos sean los índices de desempleo en los cantones, menor cantidad de personas votará en los distritos que los componen.

En el caso del segundo nivel, la varianza del coeficiente fijo de la constante para los distritos es igual a 0.202, mientras que su desviación estándar es de 0.45. En el tercer nivel, la varianza del coeficiente fijo de la constante para los cantones es igual a 0.181, mientras que su desviación estándar es de 0.43. Estos valores son altos y expresan que para cada uno de los conglomerados de los distintos niveles (ya sea en el caso de los cantones en el tercer nivel o los distritos en el segundo nivel) hay mucha variabilidad en el promedio de los porcentajes de participación electoral. Esto confirma que el uso del modelo mixto es muy oportuno, pues permite modelar la variabilidad entre los conglomerados del modelo, posibilitando que los coeficientes fijos sean más precisos.

En términos del ajuste del modelo, la correlación intraclase para el segundo nivel, la cual se puede interpretar como un porcentaje de variancia explicada (Montero, 2014), es de 0.81 valor que se considera bastante alto y da cuenta de la relativa homogeneidad al interior de los conglomerados, lo cual quiere decir que, en general, los distritos agrupados en los cantones son bastante homogéneos en términos de la participación y las variables que los componen.¹³ Por otro lado, la correlación intraclase para el tercer nivel es igual a 0.43,

¹³ Lo cual confirma que era necesario utilizar los modelos mixtos, pues éstos eliminan el supuesto de que las observaciones de la muestra deben ser independientes.

lo cual sugiere que los 81 cantones del país son algo homogéneos en términos de la participación y las variables predictoras utilizadas en el modelo.

Por otro lado, al calcular la correlación entre los valores predichos y la variable respuesta y elevarla al cuadrado se obtiene una medida homóloga al coeficiente de determinación calculado para los modelos de regresión lineal múltiple, cuyo valor es de 0.62, lo cual corrobora que el modelo está explicando satisfactoriamente la variabilidad de la participación electoral ciudadana. Asimismo, el modelo mixto empleado cumple con el supuesto de normalidad de los residuos, homocedasticidad¹⁴ e independencia de los predictores.¹⁵

Conclusiones

La disminución de la participación electoral ciudadana ha generado cuestionamientos sobre la legitimidad de las instituciones y el sistema democrático costarricense, ya que si el voto –que es uno de los principales y más visibles mecanismos que ampara a las democracias– se ha reducido considerablemente en Costa Rica, ello podría ser síntoma de un padecimiento de mayor dimensión en términos del desapego de los costarricenses del sistema político costarricense en general.

Ahora bien, la disminución de la participación político-electoral es una situación que no es exclusiva de Costa Rica; todo lo contrario, es un problema presente en distintas democracias alrededor del mundo. En ese sentido, la investigación social ha invertido sus esfuerzos para explicar a qué se debe la disminución del número de personas que asisten a las urnas. Las explicaciones a dicho fenómeno han girado principalmente alrededor de variables políticas, como el malestar de la población con los políticos, entre otros.

Este artículo trata de brindar una arista complementaria a los estudios sobre el abstencionismo en Costa Rica, en la que se inserta la estructura social a las interpretaciones del aumento del abstencionismo. En particular, se pretendía indagar si existe una asociación entre la pobreza y la desigualdad con la participación política.

Los resultados obtenidos en el modelo mixto confirman que distintas variables que operacionalizan desde diversas dimensiones la pobreza y la desigualdad están relacionadas de manera importante con el porcentaje de participación electoral ciudadana. En otras pala-

¹⁴ La condición de que la varianza del error no sea constante en todos los casos se denomina heteroscedasticidad, en contraste con la condición de varianzas de error iguales, llamada homocedasticidad (Kutner *et al.*, 2004).

¹⁵ Para evaluar la normalidad se construyeron gráficos Q-Q para los residuos en cada nivel (ver anexo 1); para evaluar la homocedasticidad se generaron gráficos de residuos contra predichos (anexo 2) en cada nivel, los cuales tiene la forma esperada para cumplir los supuestos. En el caso del análisis de multicolinealidad se calcularon los factores de inflación de la varianza (VIF), los cuales dan valores menores a 10 indicando que hay independencia entre los predictores (anexo 3).

bras, distritos y cantones con mayores índices de desigualdad y pobreza, como baja esperanza de vida, bajos niveles educativos, altas tasas de desempleo y gran cantidad de personas con grandes carencias materiales, presentan menores porcentajes de participación ciudadana en los procesos electorales.

El abordaje de la pobreza y la desigualdad en este artículo se operacionalizó mediante el acceso al mercado laboral y el acceso a servicios que provee el Estado, tomando en cuenta, como se mencionó previamente, que la desigualdad no se limita a desigualdades de ingresos y a los bienes a los que da acceso, sino que también remite a la posibilidad de acceder a un conjunto de servicios brindados por el Estado (Vusković Bravo, citado en Pérez-Sáinz, 2014). Esto se complementa con la interpretación de Reygadas (2008), quien explica que América Latina es la región con mayor desigualdad de ingresos en el mundo, por no lograr construir un Estado de bienestar sólido, capaz de ofrecer servicios de salud, educación y seguridad social de buena calidad para la mayor parte de la población.

En ese sentido, Pérez-Sáinz (2014) destaca que en general puede haber acuerdo con que el Estado de bienestar gestado en América Latina ha sido y sigue siendo generador de desigualdades en los campos de la educación, la salud y la seguridad social, fundamentalmente (campos que son operacionalizados mediante las variables incluidas en el modelo de regresión utilizado). Ahora, este autor argumenta que la política social central que debe implementar el Estado para controlar las desigualdades de ingreso tiene esencialmente que abordar el problema laboral, pues el mercado de trabajo es “un reflejo del modelo vigente de acumulación” (Pérez-Sáinz, 2014: 64), lo cual se consideró mediante la variable de tasa de desempleo a nivel cantonal.

Todo lo anterior es relevante en términos de que, según la evidencia estadística, en los cantones y los distritos cuyos habitantes tienen limitaciones de acceso a los servicios públicos fundamentales para una vida digna, como educación, salud y seguridad social y, además, donde existen personas excluidas del mercado laboral, en los cuales hay condiciones de pobreza y, por tanto, desigualdad, efectivamente hay menor asistencia de los mismos a las urnas. En otras palabras, la aproximación metodológica empleada permitió confirmar para Costa Rica la hipótesis de que la pobreza y la desigualdad están vinculadas con la disminución de la participación electoral en los distritos, por lo que ambos factores estarían deteriorando y erosionando el sistema democrático mediante la disminución de costarricenses que asisten a las urnas a votar.

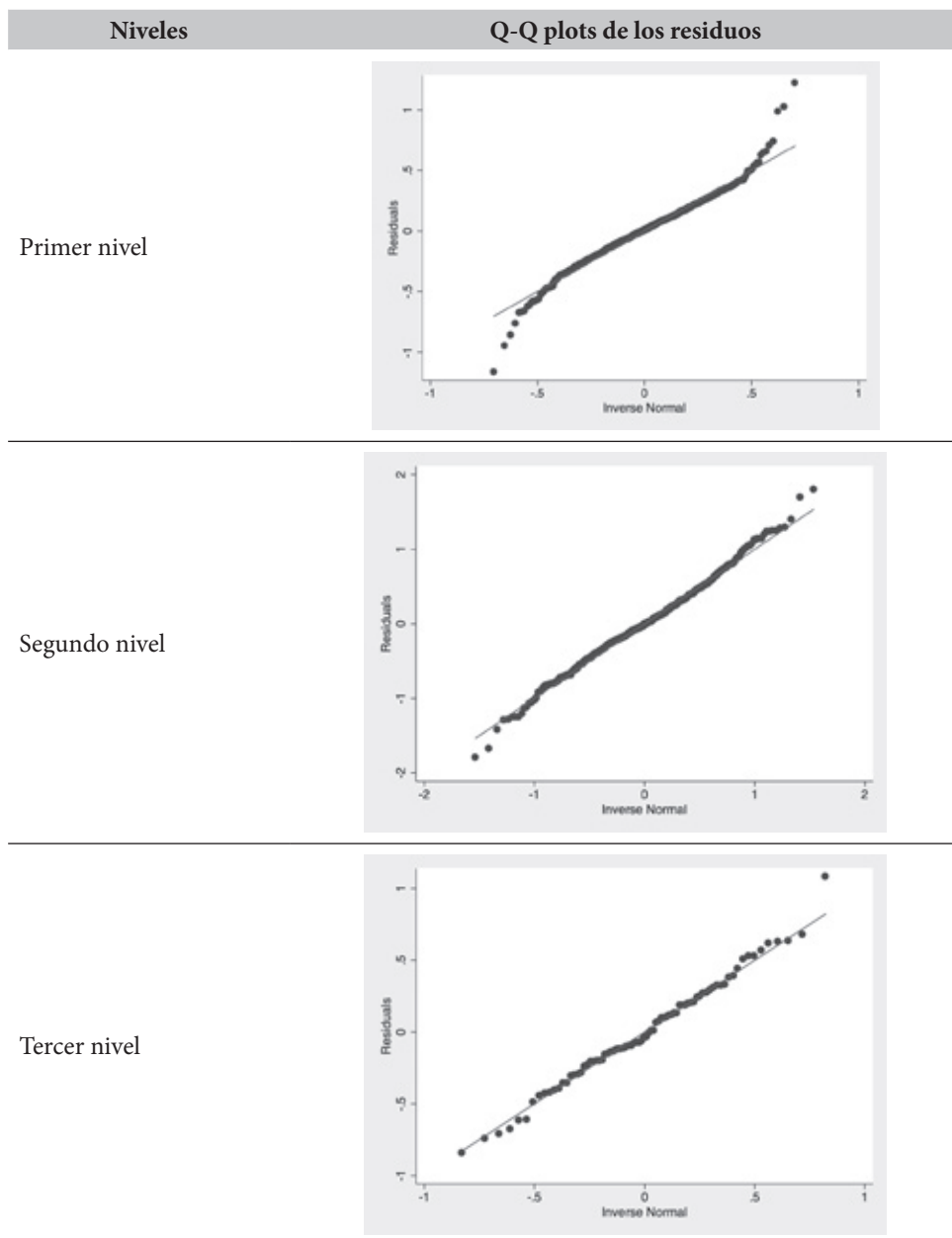
El modelo planteado tiene buen ajuste, tal como lo demuestra la medida que se construyó como homóloga al coeficiente de determinación, la cual indica que el modelo explica 62% de la variabilidad del porcentaje de participación electoral distrital, siendo un porcentaje muy alto para un ejercicio de modelación del comportamiento humano. De manera que la selección de variables para la formulación del modelo es adecuada, dado que inclusive sólo dos de los coeficientes estimados para las catorce variables empleadas no son significati-

vamente distintos de cero y las cuatro variables a nivel cantonal y una a nivel distrital son relevantes a nivel práctico para comprobar la hipótesis propuesta. En este sentido, es necesario replantear la tendencia de explicar el abstencionismo o las bajas tasas de ciudadanos que votan en los procesos electorales únicamente a partir de características individuales, ya que dicha tendencia trata de clasificar a los abstencionistas en categorías que combinan variables sociodemográficas sin tomar en cuenta la estructura social de la cual forman parte.

Además, los resultados obtenidos permiten pensar que los cantones y distritos donde la intervención del Estado es menos visible y laxa para los habitantes de los mismos es donde la población costarricense es más proclive a volverse abstencionista. Esto lleva a cuestionarse si la ausencia de intervención del Estado en la vida cotidiana de las personas para satisfacer sus necesidades fundamentales se está expresando mediante el abstencionismo como un desapego y desvinculación social en este sector de la población con la institucionalidad costarricense.

Anexo 1

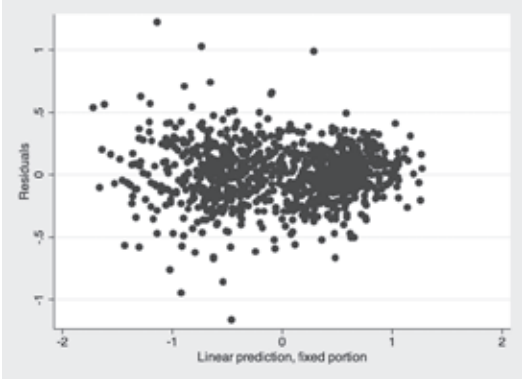
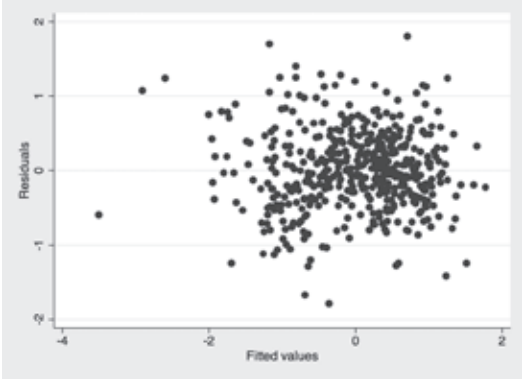
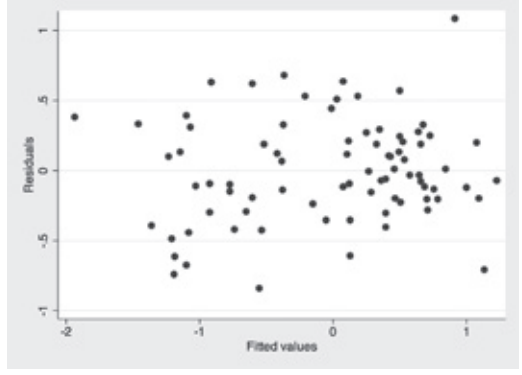
Q-Q plots para analizar la normalidad de los residuos por nivel del modelo mixto



Fuente: elaboración propia.

Anexo 2

Gráficos de residuos contra predichos para cada nivel del modelo mixto

Niveles	Gráficos de residuos contra predichos
Primer nivel	
Segundo nivel	
Tercer nivel	

Fuente: elaboración propia.

Anexo 3

Factores de inflación de la varianza (VIF) para las variables utilizadas en el modelo

Variables	VIF
Porcentaje de personas adultas analfabetas	5.65
Porcentaje de población pobre	5.18
Tratamiento	3.47
Índice madres menores 19 y solteras	3.42
Tasa de desempleo a largo plazo	2.49
Porcentaje de matrícula en el Programa de Segundo Idioma	1.96
Índice de consumo mensual de electricidad residencial	1.91
Porcentaje de matrícula en el Programa de Informática Educativa	1.65
Índice de cobertura residencial de agua potable	1.58
Índice de mortalidad de 0-5 años	1.49
Probabilidad de no sobrevivir a los 60 años	1.35
Índice de bajo peso en niños y niñas	1.34
Porcentaje escuelas sin servicio de agua por cañería	1.30
Porcentaje de reprobación en educación primaria	1.29
Porcentaje escuelas con aulas en regular y mal estado	1.23

Fuente: elaboración propia.

Sobre la autora

REBECA SURA-FONSECA tiene formación académica base en Sociología y Estadística, y es máster en Estadística por la Universidad de Costa Rica. Ha sido docente e investigadora en la Universidad de Costa Rica y actualmente cursa sus estudios doctorales en Sociología en el IDAES de la UNSAM. Sus líneas de investigación son desigualdad social, estructura social y participación político-electoral.

Referencias bibliográficas

- Alfaro, Ronald; Vargas, Jorge y Mitchell Seligson (2015) *Cultura política en Costa Rica: El declive de largo plazo de las actitudes que favorecen una democracia estable continua* [en línea]. Disponible en: <https://www.vanderbilt.edu/lapop/insights/IO911es_V2.pdf>. [Consultado el 2 de diciembre de 2017].
- Banco Mundial (2018) *Estadística*. Disponible en: <<https://datos.bancomundial.org/>>.
- Barro, Robert (1996) "Democracy and growth" *Journal of Economic Growth* [en línea]. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/40215879>> [Consultado el 26 de julio de 2017].
- Barro, Robert (1997) *Determinants of Economic Growth* [en línea]. Disponible en: <<http://unpan1.un.org/intradoc/groups/public/documents/apcity/unpan027110.pdf>>. [Consultado el 11 de setiembre de 2018].
- Bollen, Kenneth A. y Robert W. Jackman (1985) "Political democracy and the size distribution of income" *American Sociological Review*, 50 (4): 438--457 [en línea]. Disponible en: <www.jstor.org/stable/2095432>. [Consultado el 11 de septiembre de 2018].
- Boneo, Horacio y Edelberto Torres-Rivas (2000) *¿Por qué no votan los guatemaltecos? Estudio de participación y abstención electoral*. Guatemala: F&G.
- Cutwright, Phillips (1963) "National political development: Measurement and analysis" *American Sociological Review* (28): 42-59 [en línea]. Disponible en: <https://www.jstor.org/stable/2090612?seq=1#page_scan_tab_contents>. [Consultado el 11 de septiembre de 2018].
- Escuela de Estadística de la Universidad de Costa Rica y Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (2016) *Atlas del Desarrollo Humano Cantonal 2016*. Documento metodológico.
- Hernández, Gerardo (s.f) Reseña de las elecciones presidenciales de 1962. Documento de trabajo para el proyecto *Atlas Electoral de Costa Rica*, de la Universidad de Costa Rica, Instituto de Investigaciones Sociales.
- Hobarth, Jorge (2004) "Pobreza y elecciones en Colombia: Algunos hallazgos para reflexionar" *Espiral*, x (29): 199-235. Disponible en: <<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=13802907>>. [Consultado el 26 de julio de 2017].

- Huntington, Samuel P. (1984) "Will more countries become democracies?" *Political Science Quarterly* (99): 193-218 [en línea]. Disponible en: <https://www.jstor.org/stable/pdf/2150402.pdf?seq=1#page_scan_tab_contents> [Consultado el 11 de septiembre de 2017].
- IDEA (2002) *Voter Turnout since 1945: A Global Report* [en línea]. Estocolmo: International Institute for Democracy and Electoral Assistance. Disponible en: <<https://www.idea.int/sites/default/files/publications/voter-turnout-since-1945.pdf>> [Consultado el 2 de enero de 2017].
- INEC (2002-2009) *Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples de Costa Rica*. Costa Rica: Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- INEC (2010-2016) *Encuesta Nacional de Hogares de Costa Rica*. Costa Rica: Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- INEC (2007) *Cifras básicas sobre pobreza e ingresos, julio 2007* [en línea]. Costa Rica: Instituto Nacional de Estadística y Censos. Disponible en: <<http://www.inec.go.cr/sites/default/files/documentos/pobrezaypresupuestodehogares/pobreza/publicaciones/repo-brezaehpm2007-01.pdf>>. [Consultado el 26 de julio de 2017].
- Jiménez, Juan Pablo (ed.) (2015) *Desigualdad, concentración del ingreso y tributación sobre las altas rentas en América Latina*. Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe. Disponible en: <<http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/37881/S1420855es.pdf?sequence=1>> [Consultado el 26 de julio de 2017].
- Krishna, Anirud (2008) *Poverty, Participation, and Democracy. Introduction: Poor People and Democracy*. Nueva York: Cambridge University Press. Disponible en: <http://assets.cambridge.org/97805215/04454/frontmatter/9780521504454_frontmatter.pdf> [Consultado el 26 de julio de 2017].
- Kutner, Michael; Nachtsheim, Christopher; Neter, John y William Li (2004) *Applied Linear Statistical Models* [5a ed.]. Nueva York: McGraw Hill.
- Lavard-Meyer, Cécile (2007) "Voto y pobreza en las elecciones presidenciales desde la transición democrática peruana: ¿Puede la democracia estar al servicio del bienestar de las mayorías?" *Bulletin de l'Institut français d'études andines* [en línea]. Disponible en: <<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=12636112>>. [Consultado el 26 de julio de 2017].
- Levine, Daniel H. y José E. Molina (2007) "La calidad de la democracia en América Latina: una visión comparada" *América Latina Hoy* [en línea]. Disponible en: <<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=30804502>>. [Consultado el 13 de septiembre de 2018].
- Lipset, Seymour (1963) *Political Man: The Social Bases of Politics* [reimpr.]. Nueva York: Anchor Books.
- Lipset, Seymour (1994) "The social requisites of democracy revisited" *American Sociological Review* (59): 1-22 Disponible en: <https://www.jstor.org/stable/2096130?seq=1#page_scan_tab_contents> [Consultado el 13 de septiembre de 2018].

- Lipset, Seymour M.; Kyoung-Ryung Seong y John C. Torres (1993) “Análisis comparado de los requisitos sociales de la democracia” *Revista Internacional de Ciencias Sociales* (136): 155-175. Disponible en: <<http://unesdoc.unesco.org/images/0009/000942/094258so.pdf#nameddest=94259>> [Consultado el 13 de septiembre de 2018].
- Londregan, John B. y Keith T. Poole (1996) “Does high income promote democracy?” *World Politics* (49): 56-91. Disponible en: <https://www.jstor.org/stable/25053987?seq=1#page_scan_tab_contents> [Consultado el 13 de septiembre de 2018].
- Mideplan (2007) *Índice de Desarrollo Social 2007* [en línea]. Costa Rica: Ministerio de Planificación Nacional y Política Económica. Disponible en: <https://documentos.mideplan.go.cr/alfresco/d/d/workspace/SpacesStore/106a2330-4a3f-464b-8e30-75d69eef8654/informe_ids_2007.pdf?guest=true> [Consultado el 26 de julio de 2017].
- Mideplan (2013) *Índice de Desarrollo Social 2013* [en línea]. Costa Rica: Ministerio de Planificación Nacional y Política Económica. Disponible en: <<https://documentos.mideplan.go.cr/alfresco/d/d/workspace/SpacesStore/8919cc42-afa2-4283-ab37-837547406763/IDS%202013.pdf>>. [Consultado el 26 de julio de 2017].
- Montero, Eiliana (2001) “Educación e ingreso como predictores de la esperanza de vida: Evidencias de un análisis de regresión aplicado a indicadores de desarrollo humano” *Revista de Ciencias Sociales de la Universidad de Costa Rica*, (94): 51-60.
- Montero, Eiliana (2014) “El potencial de los modelo mixtos de efectos fijos y aleatorios para el análisis de datos en la investigación social” ponencia presentada en el iv Encuentro Latinoamericano de Metodología de las Ciencias Sociales (ELMECS), “La investigación social ante desafíos transnacionales: procesos globales, problemáticas emergentes y perspectivas de integración regional”. Heredia, Costa Rica, 27 a 29 de agosto.
- Pérez-Sáinz, Juan Pablo (2014) *Mercados y bárbaros. La persistencia de las desigualdades de excedente en América Latina*. México: FLACSO.
- Programa del Estado de la Nación (2018) *Estadística*. Disponible en: <<https://www.estado-nacion.or.cr/estadisticas-index>>.
- Posner, Richard (1997) “Equality, wealth and political stability” *Journal of Law, Economics and Organization* (13): 344-365. Disponible en: <https://www.jstor.org/stable/765095?seq=1#page_scan_tab_contents> [Consultado el 13 de septiembre de 2018].
- Przeworski, Adam; Álvarez, Michael; Cheibub, Jose Antonio y Fernando Limongi (2000) *Democracy and Development: Political Institutions and Well-Being in the World, 1950-1990*. Nueva York: Cambridge University Press.
- Raventós, Ciska; Fournier, Marco; Ramírez, Olman; Gutiérrez, Ana y Rodolfo García (2005) *Abstencionistas en Costa Rica. ¿Quiénes son y por qué no votan?* San José: Universidad de Costa Rica.
- Reygadas, Luis (2008) *La apropiación. Destejiendo las redes de la desigualdad*. México: Anthropos / UAM Iztapalapa.

- Rueschemeyer, Dietrich; Stephens, Evelyne Hubery John D. Stephens (1992) *Capitalist Development and Democracy*. Cambridge: Cambridge University Press. Disponible en: <https://canvas.harvard.edu/files/3747733/download?download_frd=1> [Consultado el 13 de septiembre de 2018].
- Seligson, Mitchell y John Booth (1976) "Political participation in Latin America: An agenda for research" *Latin American Research Review*, 11(3): 95-119. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/2502505>> [Consultado el 26 de julio de 2017].
- Seligson, Michel; Martínez, Juliana y Juan Diego Trejos (2009) *Reducción de la pobreza en Costa Rica: el impacto de las políticas públicas*. Disponible en: <<https://my.vanderbilt.edu/seligson/files/2013/12/Reduccion-de-la-Pobreza-en-Costa-Rica-El-Impacto-de-las-Politicas-Publicas-1997.pdf>> [Consultado el 26 de julio de 2017].
- Solt, Frederick (2008) "Economic inequality and democratic political engagement" *American Journal of Political Science*, 52 (1): 48-60. Disponible en: <<http://www.jstor.org/stable/25193796>> [Consultado el 26 de julio de 2017].
- Somunano, María Fernanda (2005) "Más allá del voto: modos de participación no electoral en México" *Foro Internacional* XLV (1): 65-88. Disponible en: <<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=59911175003>> [Consultado el 26 de julio de 2017].
- Trejos, Juan Diego y Luis Oviedo (2012) "Cambios en la distribución el ingreso familiar en Costa Rica en la primera década de siglo XXI" *Revista Ciencias Económicas*. Disponible en: <<https://revistas.ucr.ac.cr/index.php/economicas/article/view/8005/7625>> [Consultado el 26 de julio de 2017].
- TSE (2018) *Atlas Electoral Digital* [en línea]. Costa Rica: Tribunal Supremo de Elecciones de Costa Rica / Instituto de Investigaciones Sociales de la Universidad de Costa Rica. Disponible en: <<http://atalselectorat.tse.go.cr/>>.
- Vargas, Jorge y Luis Rosero (2006) *Cultura política de la democracia en Costa Rica: 2006*. Centro Centroamericano de Población de la Universidad de Costa Rica. Disponible en: <<http://biblioteca.ccp.ucr.ac.cr/bitstream/handle/123456789/1345/Cultura%20pol%C3%ADtica%20de%20la%20democracia%20en%20Costa%20Rica.pdf?sequence=6&isAllowed=y0>> [Consultado el 26 de julio de 2017].
- Verba Sydney y Norman Nie (1972) *Participation in America*. Nueva York: Harper & Row.
- Weiner, Myron (1971) "Political participation: Crisis of the political process" en Binder, Leonard; Coleman, James S. et al., *Crisis and Sequences in Political Development*. Princeton: Princeton University Press. Disponible en: <<https://www.jstor.org/stable/j.ctt13x1fh2>> [Consultado el 13 de septiembre de 2018].
- Winham, Gilbert R. (1970) "Political development and Lerner's theory: Further test of a casual model" *American Political Science Review* (64): 810-881. Disponible en: <https://www.jstor.org/stable/1953464?seq=1#page_scan_tab_contents> [Consultado el 13 de septiembre de 2018].